

第1次 世界大戦 後 獨逸 超인플레이션⁽¹⁾

李 建 旻

제1차 세계대전 후 독일 초인플레이션은 결코 단일인과적으로 설명할 수 없는 복잡한 사건이었다. 만약 특정한 한 접근법(재정-통화적(fiscal-monetary) 접근, 국제수지-환율(balance of payment-exchange rate) 접근, 정치·사회구조적 접근, 포스트 케인즈주의적(Post-Keynesian) 접근)에서 강조하는 요소들만을 주목할 경우, 우리는 독일 초인플레이션이 발생한 이유를 충분히 설명할 수 없게 된다. 각각의 접근법들에서 강조한 요소들은 어느 하나가 외생적으로 다른 것들에 영향을 미친 것이 아니라, 서로가 서로에게 영향을 미치는 內生的 요소들이었기 때문이다.

본고에서는 명목통화량, 명목국내물가수준, 명목환율, 화폐임금을 내생변수로, 선물환 할인, Reichsbank 할인율, 명목정부재정적자, 실업률, 전 월 실질임금, 두 개의 정책개입 더미변수 등을 외생변수로 하여 4가지 방정식(통화방정식, 물가방정식, 환율방정식, 임금방정식)을 3SLS로 크게 세 가지 기간(1920년 6월~1922년 5월, 1921년 6월~1923년 5월, 1920년 6월~1923년 5월)으로 나누어 실증분석을 시도하였다.

이 연구에서 특별히 주목되는 점은, 1921년 6월~1923년 5월 동안 화폐임금은 자신이 우향에 들어가는 모든 방정식(통화방정식, 물가방정식)에서 좌향 변수들(명목통화량, 명목국내물가수준)에 통계적으로 유의하게 양의 영향(positive effect)을 주었으며, 화폐임금이 좌향으로 들어가는 임금방정식에서 우향 변수들(지난 기 실질임금, 선물환 할인, 실업률) 모두로부터 통계적으로 유의하게 영향을 받은 것으로 나타났다는 것이다. 이는 전후 독일의 초인플레이션 과정에 있어 ‘貨幣賃金の上昇’을 강조한 Robinson(1938, 1966)의 질적 설명이 실증적으로 뒷받침될 수 있음을 보여주는 것이라 할 수 있다.

1. 序 論

“인플레이션은 항상 그리고 어디서나 화폐적 현상이다[Friedman(1963, p. 17)].”

“모든 것은 대부분의 사람들이 생각하는 것보다 복잡하다.”

Robley Evans의 말; Kindleberger(1994, p. 1224)에서 인용.

“하지만, 독자들은 우리 세계의 복잡성을 인식하기 위해서 단일인과성을 포기할 준비가 되어 있어야만 한다[Kindleberger(1994, p. 1224)].”

(1) 이 논문은 이건민(2010)을 재구성하여 작성되었다.

초인플레이션은 화폐적 현상인가? 아니면 정치·사회 구조상 문제로 인한 증상 또는 징후에 불과한 것인가? 본고는 초인플레이션이 보통의 인플레이션과 양적·질적으로 다르다는 입장에서, 이러한 질문들에 답하고자 하는 작은 시도이다. 역사상 가장 대표적이며 유명한 제1차 세계대전 후 독일 초인플레이션을 다양한 관점에서 종합적으로 검토함으로써, 초인플레이션 현상에 대한 이해를 높이는데 기여하고자 한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 2장에서는 독일 초인플레이션에 대해 실증연구한 기존문헌을 검토한다. 다음으로, 3장에서는 독일 초인플레이션에 대한 실증분석을 시도한다. 먼저 1절에서는 Webb(1985)의 負債-期待 模型(debt-expectations model)에 임금압박을 포함시킨 Burdekin and Burkett(1992) 모형을 살펴본다. 다음으로, 2절에서는 Frenkel(1976)의 환율 통화모형을 확장시킨 Burdekin and Burkett(1996) 모형을 살펴본다. 이어지는 3절에서는 Burdekin and Burkett(1992, 1996) 모형을 확장한 후, 4절에서 명목통화량, 명목국내물가수준, 명목환율, 화폐임금을 내생변수로, 선물환 할인, Reichsbank 할인율, 명목정부재정적자, 실업률, 전 월 실질임금, 두 개의 정책개입더미변수 등을 외생변수로 하여 4가지 방정식(통화방정식, 물가방정식, 환율방정식, 임금방정식)을 3SLS로 크게 세 가지 기간(1920년 6월~1922년 5월, 1921년 6월~1923년 5월, 1920년 6월~1923년 5월)으로 나누어 실증분석을 시도한다.

결론인 4장에서는 3장에서의 분석결과들을 종합하여 제1차 세계대전 후 독일 초인플레이션에 대해 본고에서 새롭게 발견한 점들을 정하고 결론짓는다.

2. 既存文獻檢討

초인플레이션에 대한 본격적 연구 및 재정-통화적 접근법의 포문을 연 것은 Cagan(1956)이다. Cagan(1956)은 적응적 기대, 외생적 통화공급 가정에 기반하여 제1·2차 세계대전 후 초인플레이션(hyperinflation)을 연구하였다.^{(2),(3)} 그는 정부재정적자에 재정조달하기 위한 실질화폐잔고에 대한 인플레이션 조세로서의 통화증발이 일어날 경우, 인플레이션에 대한 적응적 기대를 가진 사람들이 실질화폐잔고를 감소시킴에 따라 화폐유통속도의 급증에

(2) Cagan(1956)이 분석한 7가지 초인플레이션 사례들은 다음과 같다. 오스트리아, 1921년 10월부터 1922년 8월까지; 러시아, 1921년 12월부터 1924년 1월까지; 독일, 1922년 8월부터 1923년 11월까지; 폴란드, 1923년 1월부터 1924년 1월까지; 헝가리(1), 1923년 3월부터 1924년 2월까지; 그리스, 1943년 11월부터 1944년 11월까지; 헝가리(2), 1945년 8월부터 1946년 7월까지.

(3) Cagan(1956)의 모형은 Khan(1975), Jacobs(1977) 등에 의해 비판받아왔는데, 초인플레이션의 계량모형에 대한 정리 및 평가로는 Webb(1983)을 참조하라.

의해 인플레이션이 더욱 격심해짐을 보였다. 실질화폐잔고는 기대인플레이션의 陰의 函數(negative function)라는 것이다.

Cagan(1956)의 연구 이후 합리적 기대 가설에 따라 초인플레이션 기간 동안 화폐 수요함수를 추정하기 위한 시도들이 많이 이루어졌다. 대표적인 연구로 Sargent and Wallace(1973)를 들 수 있는데, 그들은 일정한 실질정부지출을 목표로 한 정부가 통화공급을 증가시키고, 사람들은 이에 따라 합리적 기대에 따라 화폐수요를 변화시키는 모형을 만들었다. 그들은 독일 초인플레이션에 대한 Granger 因果檢定(Granger causality test)을 통해서, 통화공급이 정부재정적자에 내생적이었으며, 화폐로부터 인플레이션으로의 인과성보다 인플레이션으로부터 화폐로의 인과성이 더 크다고 결론지었다.⁽⁴⁾

Frenkel(1977)은 Einzig(1937, pp. 450-55)의 先物換 割引 資料(data)를 기대인플레이션의 尺度(measure)로 활용하여, 실질화폐잔고가 기대인플레이션의 함수라는 가정하에, 1921년 2월부터 1923년 8월까지 독일 초인플레이션의 화폐수요함수를 추정하였다. 추정 결과 기대인플레이션은 실질화폐잔고에 음의 영향(negative effect)을 미쳤던 것으로 나타났다.

Protopapadikis(1983)는 Sargent and Wallace(1973)의 선형성 가정에 문제를 제기하며 비선형 모형으로 Granger 인과검정(Granger causality test)을 실시하였는데, 이 연구에서 그는 통화공급이 물가를 Granger 인과(Granger cause)하지만, 물가가 통화공급을 Granger 인과(Granger cause)하지 않는다고 주장하였다.

초인플레이션의 종식과정을 연구한 Sargent(1982)는 법적·제도적 변화들이 포함된 信憑性(credibility)을 담보로 한 정책변화가 초인플레이션이 조만간 끝날 것이라고 사람들의 기대를 변화시킴으로써 급격한 산출 감소와 실업률의 급증 등의 막대한 비용을 치르지 않고서도 초인플레이션이 끝날 수 있었다고 주장하였다.

독일 초인플레이션에 대한 기존의 수많은 실증분석을 비판하면서 새로운 접근법을 보여준 것은 바로 Webb(1985)이다. Webb(1985)은 J-test를 통해 자신의 부채-기대 모형(debt-expectations model)과 대안적인 다른 모형들을 비교하는데, Frenkel(1977)의 선물환 할인을 기대인플레이션의 척도(measure)로서 가지는 자신의 부채-기대 모형(debt-expectations model)이, INFL-FIN⁽⁵⁾ 모형[Sargent and Wallace(1973), Frenkel(1977)], AR(1,1) 모형[Flood

(4) Fischer *et al.*(2002, 각주 34)는 고정실질정부지출을 재정조달하기 위해 통화공급을 늘리는 Sargent and Wallace(1973) 모형에서, 인플레이션으로부터 화폐로의 인과성이 나타나는 것은 당연하다고 보는데, 왜냐하면 정부예산제약 하에서 사람들의 기대인플레이션은 미래 통화공급 증가에 양의 영향(positive effect)을 미치기 때문이다.

(5) 인플레이션적 재정조달 모형을 뜻한다.

and Garber(1980a, 1980b), Burmeister and Wall(1982)], LLN-AR(1,1) 모형⁽⁶⁾[Flood and Garber(1980a, 1980b)], AR(1,0) 모형[Burmeister and Wall(1982)]보다 우수함을 보였다.⁽⁷⁾

Webb(1985, 1986)은 정부부채와 사적 부채(private debt)에 대한 Reichsbank에서의 할인율은 기대인플레이션에 의해 대부분 결정되었으며(Reichsbank의 수동적이고 수용적인(accommodative) 통화정책을 감안할 때, Reichsbank 할인율은 거의 역할을 하지 못했다는 것), 이러한 기대인플레이션은 '財政 消息'(fiscal news)의 함수라고 주장하였다. 즉 그는 부채-기대 모형(debt-expectations model)[Webb(1985)]과 '재정 소식'(fiscal news)[Webb(1986)]을 결합하여, 독일 초인플레이션 기간 동안 통화공급 증가는 대부분 재정적자로 인해 발생하였다고 결론지었다.

Burdekin and Burkett(1992, 1996)는 이러한 Webb(1985, 1986)의 부채-기대 모형(debt-expectations model)과, Frenkel(1976)의 환율 통화모형을 확장하여 독일 초인플레이션 기간 동안 명목통화공급, 국내물가수준, 명목환율, 화폐임금 모두가 내생적으로 결정된다는 가정하에, 4가지 방정식(통화방정식, 물가방정식, 환율방정식, 임금방정식)에 대한 3SLS로 실증분석을 하였다. 그들은 이러한 분석을 통해 정부적자재정조달, 환율의 대외가치 저하, 화폐임금의 상승(화폐를 매개로 한 (화폐)임금-물가 악순환((money)wage-price spiral)) 모두가 물가폭등의 원인이었다고 주장하였다.

다음 장에서는 Webb(1985)의 부채-기대 모형(debt-expectations model)을 확장시킨 Burdekin and Burkett(1992)의 모형, Frenkel(1976)의 환율 통화모형을 확장시킨 Burdekin and Burkett(1996)의 모형을 살펴본 후, Burdekin and Burkett(1992, 1996)의 모형을 수정·확장하여 계량분석을 실시한 후, 그 결과를 분석해보고자 한다.

(6) AR(1,1) 모형과 기본적으로 동일한 시계열 구조를 갖지만, 상수항을 제거하고 통화공급 log 값의 log를 사용한 모형을 말한다.

(7) 대안적 모형을 H0으로, 부채 기대-선물환 모형(debt expectations-forward exchange rate model)을 H1로 하여 J-test를 한 결과 H1은 H0을 압도적인 통계적 유의수준으로 기각시켰다. 반대로 부채 기대-선물환 모형(debt expectations-forward exchange rate model)을 H0으로, 대안적 모형을 H1로 하여 J-test를 한 결과 H1은 H0을 5% 유의수준에서 결코 기각시키지 못했다. Webb(1985, <표 3>, p. 488)을 참조하라.

3. 實證分析

3.1. Webb(1985)의 負債-期待 模型(debt-expectations model)에 賃金壓迫을 包含시킨 Burdekin and Burkett(1992) 模型⁽⁸⁾

Webb(1985)의 부채-기대 모형(debt-expectations model)은 다음과 같은 정부예산제약식에서 출발한다.

$$(3.1) \quad DEBT_t = DEBTPUB_t + MB_t = (1 - \alpha_t)DEBT_t + \alpha_t * DEBT_t \quad (0 \leq \alpha_t \leq 1)$$

여기서 DEBT은 정부 미상환 부채 저장(stock), DEBTPUB은 대중(public)에 의해 보유된 정부부채량, MB는 본원통화인데 여기서는 DEBT의 α 비중만큼만 중앙은행인 Reichsbank의 정부부채보유로 보증된다고 가정한다. 식 (3.1)을 MB에 대해 정리하고 양변에 로그(log)를 취하면 다음과 같은 식 (3.2)를 얻을 수 있다.

$$(3.2) \quad \ln MB_t = \ln \alpha_t + \ln DEBT_t$$

Webb(1985)은 α_t 즉 大衆(public)이 보유하고자 하지 않는 정부부채비중을 재무부 단기증권 할인율(BR)과 기대인플레이션(EXP)의 함수로 나타낸다.

$$(3.3) \quad \ln \alpha_t = a_1 * BR_t + a_2 * EXP_t$$

여기서 예상되는 부호는 $a_1 < 0$, $a_2 > 0$ 이다.

식 (3.3)을 식 (3.2)에 넣으면 本源通貨(MB)에 대한 다음과 같은 추정식을 얻을 수 있다.

$$(3.4) \quad \ln MB_t = a_0 + a_1 * BR_t + a_2 * EXP_t + a_3 * \ln DEBT_t + \varepsilon_t$$

여기서 예상되는 부호는 $a_1 < 0$, $a_2 > 0$, $a_3 > 0$ 이며, ε_t 는 오차항이다.

식 (3.4)는 Reichsbank 할인율이 1922년 7월까지 5%로 고정되어 있었으며 그 이후로도 급속히 증가하는 인플레이션율에 비해 너무도 불충분하고 뒤늦게 상승했다는 것을 고려할

(8) 이 부분에 대한 더 자세한 논의에 대해서는 Burdekin and Burkett(1992, 제3장, pp. 483-86)를 참조하라.

때, 私的 負債(private debt)와 정부부채의 Reichsbank에서의 할인율은 대부분 기대인플레이션(EXP)에 의해 결정되었다는 것을 함축한다. Webb(1986)은 이러한 기대인플레이션의 증가가 ‘재정 소식’(fiscal news)의 함수라고 덧붙여 설명함으로써, 초인플레이션 기간 동안 통화공급의 증가가 재정적자로 인해 추동되었음을 주장하였다.

Webb(1985, 1986)의 주장에 대해 Burdekin and Burkett(1992)는 두 가지 문제점을 제기하였다. 첫째, 단위근 검정(unit-root test) 결과 Webb(1985)이 사용한 식 (3.4)에서의 모든 변수들이 不安定的(nonstationary)인 것으로 나타났다. 둘째, Webb(1985)이 사용한 식 (3.4)는 대중(public)이 보유하고자 한 정부 미상환 부채 저량(stock)의 비중을 단지 Reichsbank 할인율과 기대인플레이션의 함수로만 가정하고 있으므로, ‘임금인상압박 → 사적 신용 수요(private credit demand) 증가 → Reichsbank 사적 부문 대출의 가속화’ 경로를 배제시켰다는 점이다.

이러한 문제점들을 지적하면서, 그들은 임금압박을 포함시켜 Webb(1985)의 부채-기대 모형(debt-expectations model)을 확장시키고 있다. 그들은 본원통화(MB)를 TDEBT (Reichsbank가 보유한 총 부채(사적 부문 부채 + 정부부채))의 일부분으로서 표현하는 것으로 시작한다.

$$(3.5) \quad MB_t = \beta_t * TDEBT_t \quad (0 \leq \beta_t \leq 1)$$

여기서 양변에 로그(log)를 씌운 후 이차차분을 하면 다음과 같은 식 (3.6)을 얻을 수 있다.

$$(3.6) \quad D2_lnMB_t = D2_ln\beta_t + D2_lnTDEBT_t$$

여기서 $D2$ 는 이차차분을 나타낸다. 식 (3.6)의 우항은 다음과 같은 식 (3.7), (3.8)로 나타낼 수 있다.

$$(3.7) \quad D2_ln\beta_t = b_1 * D2_BR_t + b_2 * D2_EXP_t$$

$$(3.8) \quad D2_lnTDEBT_t = b_3 * D2_lnW_t + b_4 * D2_lnDEBT_t$$

Webb(1985)에서와 같이, 그들은 식 (3.7)에서 총 미상환 부채(TDEBT) 중에서 대

중(public)이 보유하고자 하지 않아서 Reichsbank에 의해 화폐화(monetize)된 비중을 Reichsbank 할인율(BR)과 기대인플레이션(EXP)의 함수로 상정한다. 또한, 그들은 식 (3.8)에서 총 미상환 부채(TDEBT)를 화폐임금(W)('임금인상압박 → 사적 신용 수요(private credit demand) 증가 → Reichsbank 사적 부문 대출의 가속화' 경로를 반영하기 위함)과 정부 미상환 부채(DEBT)의 함수로 가정한다. 그들은 식 (3.7)과 식 (3.8)을 식 (3.6)에 대입하여 본원통화(MB)에 대한 다음과 같은 추정식을 제시한다.

$$(3.9) \quad D2_lnMB_t = b_0 + b_1*D2_BR_t + b_2*EXP_t + b_3*D2_lnW_t + b_4*D2_lnDEBT_t + \varepsilon_t$$

여기서 예상부호는 $b_1 < 0$, $b_2 > 0$, $b_3 > 0$, $b_4 > 0$ 이다.

Burdekin and Burkett(1992)는 식 (3.9)를 통해서 Webb(1985)에서 초점을 맞추었던 財政-通貨的(fiscal-monetary) 설명에다, 임금인상압박 효과를 포함시킴으로써 Webb(1985)의 부채-기대 모형(debt-expectations model)을 확장시켰다.

다음으로, Burdekin and Burkett(1992, 1996)는 다음과 같은 내생적 임금결정 모형을 제시하고 있다. 화폐임금 변화를 지난 기 실질임금 · 기대인플레이션 · 실업률 변화의 함수로 나타낸다.

$$(3.10) \quad \ln(W_t / W_{t-1}) = c_0 + c_1*\ln RW_{t-1} + c_2*EXP_t + c_3*U_t + \varepsilon_t$$

여기서 W는 화폐임금, RW는 실질임금, EXP는 기대인플레이션, U는 실업률, ε 는 오차항을 나타낸다. 예상 부호는 $c_1 < 0$, $c_2 > 0$, $c_3 < 0$ 이다. 먼저, $c_1 < 0$ 에의 예상은 지난 기 실질임금이 낮았을 경우 그것을 보상받기 위한 지난 기 대비 현재 기 화폐임금 상승요구가 커질 것이라는 점을 나타낸다. 다음으로, $c_2 > 0$ 에의 예상은 기대인플레이션이 클수록 지난 기 대비 예상되는 실질임금 감소가 클 것이므로 지난 기 대비 이번 기 화폐임금 상승요구가 커질 것이라는 점을 나타낸다. 마지막으로 $c_3 < 0$ 에의 예상은 실업률이 높을수록 자본 대비 노동의 상대적 힘이 약해질 수 있으므로 지난 기 대비 이번 기 화폐임금 상승요구의 힘이 약해질 것이라는 점을 나타낸다.

安定性(stationarity) 문제로 인해 식 (3.10)을 한 번 더 차분하면 다음과 같은 식 (3.11)을 얻을 수 있다.

$$(3.11) \quad D2_lnW_t = c_0 + c_1*D1_lnRW_{t-1} + c_2*D1_EXP_t + c_3*D1_U_t + \varepsilon_t$$

여기서 $D2$ 는 2차차분을 나타내며, 예상 부호는 $c_1 < 0$, $c_2 > 0$, $c_3 < 0$ 이다.

Burdekin and Burkett(1992)는 時差從屬變數(lagged dependent variable)를 포함시킨 식 (3.9)와 식 (3.11)의 확장된 식⁽⁹⁾을 가지고 1920년 6월과 1923년 5월 사이를 기간으로 하여 GLS 분석을 하였는데(한 번은 정책개입터미변수를 포함하지 않고, 한 번은 정책개입터미변수를 포함하여), 그 결과는 기대인플레이션의 대리변수(proxy)인 선물환 할인 변화가 화폐임금증가 변화에 양의 영향(positive effect)을, 지난 기 실질임금증가 변화와 실업률-실질 임금 상호작용(interaction)이 화폐임금 변화에 음의 영향(negative effect)을 미친 것으로 나타났다. 또한, 정부부채증가와 화폐임금증가는 본원통화증가에 양의 영향(positive effect)을 미친 것으로 나타났으며, Reichsbank 할인을 변화는 정책개입터미변수를 넣지 않았을 때에는 본원통화증가에 통계적으로 유의한 수준으로 양의 영향(positive effect)을 주지 않았지만, 정책개입터미변수를 넣었을 때에는 본원통화증가에 양의 영향(positive effect)을 준 것으로 나타났다. 그리고 1922년 7월~1923년 5월 Reichsbank의 상업어음 할인에 대한 정책개입터미변수는 예상대로 본원통화증가에 양의 영향(positive effect)을, 1923년 2월~1923년 4월 마르크화의 대외가치 하락을 막기 위한 Reichsbank의 외환시장 개입과 관련한 정책개입터미변수는 예상대로 본원통화증가에 음의 영향(negative effect)을 준 것으로 나타났다.

3.2. Frenkel(1976)의 換率 通貨模型을 擴張시킨 Burdekin and Burkett(1996) 模型⁽¹⁰⁾

Frenkel(1976)의 환율 통화모형은 재정-통화적(fiscal-monetary) 접근법에서 취급된 변수들과 환율에 기반을 둔 접근법에서 취급된 변수들을 구매력 평가와 국내통화균형을 기초로 하여 통합시킨 모형이라는 점에서 큰 의미를 갖는다[Burdekin and Burkett(1996, p. 601)]. Frenkel(1976)의 모형에서 명목통화공급은 외생적이라고 가정되며, 實質貨幣需要(M/P)는 기대인플레이션의 함수로 상정된다. 이때 국내통화균형이 유지되도록 국내물가수준이 조정된다.

Frenkel(1976)은 1921년 2월부터 1923년 8월까지의 월별 자료(data)를 이용하여 다음의 식들을 추정한다.

(9) 그들은 식 (3.11)에다 $D1_U$ 와 $D1_{RW}_{t-1}$ 사이의 상호작용항(interaction term) 및 $D1_U$ 와 $D1_{EXP}_t$ 사이의 상호작용항(interaction term)을 추가로 넣고 있다(여기서 $D1$ 은 1차차분을 나타낸다).

(10) 이 부분에 대한 더 자세한 논의에 대해서는 Burdekin and Burkett(1996, 제1장, pp. 601-04)를 참조하라.

$$(3.12) \quad \ln P_t = d_0 + d_1 * \ln EXP_t + d_2 * \ln M_t + \mu_{1t}$$

$$(3.13) \quad \ln S_t = e_0 + e_1 * \ln P_t + \mu_{2t}$$

$$(3.14) \quad \ln S_t = f_0 + f_1 * \ln EXP_t + f_2 * \ln M_t + \mu_{3t}$$

여기서 P 는 물가, EXP 는 기대인플레이션, M 은 명목통화량, S 는 명목환율이며, $\mu_{it}(i = 1, 2, 3)$ 는 오차항이다. 식 (3.12)는 국내물가수준이 기대인플레이션과 명목통화량의 함수임을 나타낸다. 여기서 기대인플레이션의 대리변수(proxy)로 선물환 할인이 이용되었으며, 기대부호는 $d_1 > 0, d_2 > 0$ 이다. 식 (3.13)은 명목환율이 구매력 평가에 의해 국내물가수준의 함수임을 나타내는데, 기대부호는 $e_1 > 0$ 이다. 식 (3.14)는 명목환율이 화폐수요 관련 변수인 기대인플레이션과 통화공급 관련 변수인 명목통화량의 함수로 나타나고 있는데, 기대부호는 $f_1 > 0, f_2 > 0$ 이다.

Burdekin and Burkett(1996)는 이러한 Frenkel(1976) 모형의 문제점을 크게 두 가지 범주로 나누어 설명하고 있다. 먼저 첫 번째 범주는 計量實證分析과 관련된 것이다. 첫째, Frenkel이 사용한 P, M, S 와 같은 명목변수들이 차분되지 않은 상태에서 비안정적(nonstationary)이며, 특히 표본(sample)을 1923년 5월 이후로까지 연장할 경우 차분된 형태에서도 심지어 비안정적(nonstationary)이라는 것이다. 둘째, 선물환 할인변수가 1920년 4월부터 1923년 8월까지 이용 가능(available)하므로 1921년 2월 이전으로 자료 표본(data sample)을 더 확장하는 것이 가능하며, Frenkel(1976)은 명목환율변수를 달러 대비 마르크화 환율로 사용하고 있는 Holtfrerich(1986)의 작업으로 인해 14개 유럽통화 및 달러 대비 마르크화의 무역 가중치 환산(trade-weighted) 명목환율변수를 이용할 수 있게 되었다는 것이다. 다음으로, 두 번째 범주는 模型 自體의 擴張과 관련된 것이다. 첫째, 국내물가수준에 대한 명목환율의 직접적 영향을 반영하기 위해 식 (3.12)의 우항에 $\ln St$ 를 추가시킨다. 둘째, 명목통화공급의 외생성은 Webb(1985)의 부채-기대 모형(debt-expectations model)⁽¹¹⁾과 그것에 대한 Burdekin and Burkett(1992)의 확장모형⁽¹²⁾에 의해 대체된다. 셋째, 식 (3.11)에서 살펴본 바와 같이 내생적 화폐임금결정 모형을 도입하여, ‘임금인상압박 → 사적 신용수요(private credit demand) 증가 → Reichsbank 사적 부문 대출의 가속화’ 경로를 통한 명목통화공급 증가 영향을 보고자 한다.

(11) 식 (3.4)를 참조하라.

(12) 식 (3.9)를 참조하라.

3.3. Burdekin and Burkett(1992, 1996) 模型의 擴張⁽¹³⁾

Burdekin and Burkett(1992, 1996)는 위에서 살펴본 바와 같이 Frenkel(1976)과 Webb(1985)의 모형을 확장시켰는데, 이를 바탕으로 계량실증분석을 위한 다음과 같은 네 개의 추정식을 제시하였다[Burdekin and Burkett(1996, p. 608)].

$$(3.15) \quad D2_lnM = g_0 + g_1 * L1D2_lnM + g_2 * D2_EXP + g_3 * D2_BR + g_4 * D2_lnDEBT \\ + g_5 * D2_lnW + \varepsilon_{1t}$$

$$(3.16) \quad D2_lnP = h_0 + h_1 * L1D2_lnP + h_2 * D2_lnM + h_3 * D2_lnS + \varepsilon_{2t}$$

$$(3.17) \quad D2_lnS = j_0 + j_1 * L1D2_lnS + j_2 * D2_lnP + \varepsilon_{3t}$$

$$(3.18) \quad D2_lnW = k_0 + k_1 * L1D2_lnW + k_2 * D1_EXP + k_3 * L1D1_lnRW + k_4 * D1_U + \varepsilon_{4t}$$

여기서 M은 명목통화공급, EXP는 기대인플레이션의 대리변수(proxy), P는 도매물가지수, S는 마르크화의 무역 가중치 환산 가치(trade-weighted value), W는 화폐임금, RW는 실질임금, U는 실업률, DEBT은 정부부채, EXP는 선물환 할인, BR은 Reichsbank 할인율을 나타내며, D1은 1차차분, D2는 2차차분, L1은 1기 지체(lag)되었다는 것을 뜻한다. $\varepsilon_i(i = 1, 2, 3, 4)$ 는 백색 잡음 오차항(white noise error term)이다.

그들이 여기서 2차차분을 하는 이유는 초인플레이션 기간 동안 변수들의 안정성(stationarity)을 위해서이며[Evans(1978)], 독일 초인플레이션의 경우 안정성(stationarity) 문제로 인하여 2차차분을 하였음에도 불구하고 자료(data) 분석을 1923년 5월까지로 제한할 수밖에 없다. 게다가 선물환 할인 변수가 1920년 4월부터 1923년 8월까지 제공되고 있으므로 분석 가능한 기간은 1920년 6월부터 1923년 5월까지로 제한하였다. 이들은 통화방정식, 물가방정식, 환율방정식, 임금방정식 이렇게 네 개의 방정식에 대한 3SLS를 통해 이 기간 동안 정부의 적자재정조달, 환율의 급격한 상승, (화폐)임금-물가 악순환((money) wage-price spiral)의 통화적 매개(즉, $W \rightarrow M \rightarrow P$)가 물가폭등의 중요한 요인임을 보였다.

3.4. 實證分析

본고에서는 Burdekin and Burkett(1996, p. 608)의 네 개 방정식 모형에 몇 가지 수정 및

(13) 이 부분에 대한 더 자세한 논의에 대해서는 Burdekin and Burkett(1996, 제3장, pp. 607-14)를 참조하라.

확장을 하여 실증분석을 시도한다.

첫째, 식 (3.15)의 수정이다. 이는 식 (3.7)의 수정에서부터 시작된다.

$$(3.7)' \quad D2_ln\beta_t = b_1 * D2_BR_t + b_2 * D2_EXP_t + b_3 * D2_lnP_t$$

식 (3.7)'은 총 미상환 부채(TDEBT) 중에서 대중(public)이 보유하고자 하지 않아서 Reichsbank에 의해 貨幣化(monetize)된 비중을 Reichsbank 할인율(BR)과 기대인플레이션(EXP) 뿐만 아니라 물가수준(P)에 의해서도 결정되는 것으로 식 (3.7)을 수정하였다. 이는 물가수준이 높을수록 대중(public)이 보유하고자 하지 않아서 Reichsbank에 의해 화폐화(monetize)된 비중이 커질 것이므로 예상되는 부호는 $b_3 > 0$ 이다.

식 (3.7)'과 식 (3.8)을 식 (3.6)에 대입하면 다음과 같은 본원통화(MB)에 대한 추정식이 나온다.

$$(3.9)' \quad \begin{aligned} D2_lnMB_t = & b_0 + b_1 * D2_BR_t + b_2 * EXP_t + b_3 * D2_lnP_t + b_4 * D2_lnW_t \\ & + b_5 * D2_lnDEBT_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

여기서 예상부호는 $b_1 < 0$, $b_2 > 0$, $b_3 > 0$, $b_4 > 0$, $b_5 > 0$ 이다.

여기서 MB를 M으로 바꿔서 표시하고 시차종속변수(lagged dependent variable)를 추가하면, 식 (3.15)을 수정한 다음과 같은 식 (3.15)'가 만들어진다.

$$(3.15)' \quad \begin{aligned} D2_lnM = & g_0 + g_1 * L1D2_lnM + g_2 * D2_EXP + g_3 * D2_BR \\ & + g_4 * D2_lnDEBT + g_5 * D2_lnW + g_6 * D2_lnP + \varepsilon_{1t} \end{aligned}$$

둘째, 식 (3.16)의 수정이다. (화폐)임금-물가 악순환((money)wage-price spiral)이 일어났는지의 여부를 보고자 우향에 화폐임금을 추가하고, Frenkel(1976)의 식 (3.12)에 따라 기대인플레이션을 우향에 추가하면, 다음과 같은 식 (3.16)'식이 나온다.

$$(3.16)' \quad \begin{aligned} D2_lnP = & h_0 + h_1 * L1D2_lnP + h_2 * D2_lnM + h_3 * D2_lnS \\ & + h_4 * D2_lnW + h_5 * D2_EXP + \varepsilon_{2t} \end{aligned}$$

셋째, 식 (3.17)의 수정이다. 식 (3.17)은 구매력 평가에 따라 명목환율에 대한 국내물가

수준의 직접적 영향만을 반영하고 있는데, 식 (3.14)에 따라 화폐수요와 관련된 기대인플레이션이 명목환율에 미치는 직접적 영향을 추가적으로 반영한다.⁽¹⁴⁾

$$(3.17)' \quad D2_lnS = j_0 + j_1 * L1D2_lnS + j_2 * D2_lnP + j_3 * D2_EXP + \varepsilon_{3t}$$

이렇게 수정된 식을 다음과 같이 정리하여 나타낼 수 있다.

$$(3.15)' \quad \begin{aligned} D2_lnM &= g_0 + g_1 * L1D2_lnM + g_2 * D2_EXP + g_3 * D2_BR \\ &+ g_4 * D2_lnDEBT + g_5 * D2_lnW + g_6 * D2_lnP + \varepsilon_{1t} \end{aligned}$$

$$(3.16)' \quad \begin{aligned} D2_lnP &= h_0 + h_1 * L1D2_lnP + h_2 * D2_lnM + h_3 * D2_lnS \\ &+ h_4 * D2_lnW + h_5 * D2_EXP + \varepsilon_{2t} \end{aligned}$$

$$(3.17)' \quad D2_lnS = j_0 + j_1 * L1D2_lnS + j_2 * D2_lnP + j_3 * D2_EXP + \varepsilon_{3t}$$

$$(3.18) \quad D2_lnW = k_0 + k_1 * L1D2_lnW + k_2 * D1_EXP + k_3 * L1D1_lnRW + k_4 * D1_U + \varepsilon_{4t}$$

본고에서 위의 모형을 토대로 실증분석을 시도하고자 하는 이유는 다음과 같이 설명될 수 있다. 많은 기존연구들이 재정-통화적 입장에서 적자재정에 대한 재정조달이 통화증발을 초래하고, 통화증발에 따른 인플레이션 가속화가 진행됨에 따라 합리적 개인들이 인플레이션 기대를 형성하여 화폐수요를 줄이는 메커니즘에 대해서 연구하였다. 하지만, 이러한 연구들에서는 적자재정 외에 통화공급증가를 초래할 수 있는 다른 계기들에 대해서는 도외시하고 있을 뿐만 아니라, 국내물가와 명목통화공급 사이의 상호작용, 국내물가와 명목환율 사이의 상호작용 등을 명시적으로 고려하지 않으며, 화폐임금 · 실질임금 · 실업률 등의 노동시장 관련 변수들을 전혀 고려하고 있지 않다는 문제점이 있다. 이에 반해 Burdekin and Burkett(1996)는 Webb(1985)과 Frenkel(1976)의 모형을 확장시켜 재정정책, 통화정책, 화폐수요, 외환시장, 노동 등과 관련된 변수들을 종합적으로 고려한 모형(명목통화량, 국내물가, 명목환율, 화폐임금이 기대인플레이션, Reichsbank 할인율, 정부재정적자,

(14) 식 (3.14)에서와는 달리 EXP의 로그($\ln EXP$) 대신 EXP를 넣었으며, 명목통화량은 제외하는데 왜냐하면 명목통화량과 국내물가수준은 서로의 방정식에 산입되어 있기 때문에 환율방정식에서 추가적으로 고려하지 않아도 된다고 판단했기 때문이다.

지난 기 실질임금, 실업률 등의 외생변수들에 영향을 받아 내생적으로 결정되는 모형)을 제시했다는 점에서 독특하고 신선하다.

본고에서 사용한 모형은 Burdekin and Burkett(1996)에서 사용된 모형과 다음과 같은 세 가지 점에서 크게 구분된다. 첫째, Burdekin and Burkett(1996) 모형이 화폐를 매개로 한 (화폐)임금-물가 악순환((money)wage-price spiral)($W \rightarrow M \rightarrow P$)만을 고려하고 있는 반면, 본고에서 사용하는 모형은 화폐를 매개로 하지 않은 직접적인 (貨幣)賃金-物價 惡循環((money)wage-price spiral)($W \rightarrow P$)을 명시적으로 고려하고 있다. 둘째, Burdekin and Burkett(1996) 모형에서는 기대인플레이션이 명목통화공급에 미치는 영향만을 보고자 했다면, 본고에서 사용하는 모형은 기대인플레이션이 국내물가수준 및 명목환율에 미치는 직접적 영향을 추가적으로 고려하고 있다. 셋째, Burdekin and Burkett(1996) 모형에서는 명목통화량이 국내물가수준에 미치는 직접적 영향만을 고려하고 그 반대방향은 도외시하였는데, 본고에서 사용하는 모형은 국내물가수준이 명목통화량에 미치는 직접적 영향을 고려하고 있다.

자료(data)의 출처는 다음과 같다. M은 Holtfrerich(1986, <表 11>, pp. 52-54)의 3월(총 현금)과 4월(Reichsbank 예금)을 더한 본원통화이다. 다음으로, P는 Bry(1960, <表 A-41>, pp. 440-45)에서 가져온 도매물가지수이다. 또한, S는 Holtfrerich(1986, <表 2>, pp. 23-24)로부터 가져온 14개 유럽통화와 달러 대비 무역 가중치로 환산된(trade-weighted) 마르크화의 명목환율이다.⁽¹⁵⁾ 그리고 W는 Bry(1960, <表 A-42>, pp. 446-48)에서 가져온 것인데, 8개 산업에 걸친 숙련노동자들의 시간당 가중평균 명목임금이다.⁽¹⁶⁾ RW는 W를 P로 나누어 구하였다. 또한, U는 Holtfrerich(1986, <表 35>, p. 199)에서 가져왔는데, 노동조합 가입자 중 실업률 자료(data)이다. 그리고 DEBT는 Webb(1986, <表 1>, pp. 776-77)에서의 실질 정부부채 자료 계열(data series)에다 P를 곱하여 구하였다. 다음으로, EXP는 Webb(1985, <表 1>, pp. 482-83)에 나오는 선물환 할인인데, 여기서 기대인플레이션의 대리변수(proxy)로 사용한다.⁽¹⁷⁾ 마지막으로 Reichsbank 할인율인 BR은 Holtfrerich(1986, <表 23>, p. 73)과

(15) 기존연구들은 달러 또는 파운드 대비 마르크화의 환율 자료(data)를 주로 사용해왔는데, Holtfrerich(1986)의 독창적인 작업으로 인해 그보다 나은 환율 자료(data)인 무역 가중치 환산(trade-weighted) 마르크화의 명목환율 자료(data)를 사용할 수 있게 되었다.

(16) 8개 산업 숙련노동자의 시간당 가중평균 화폐임금이다. Bry(1960)는 다양한 임금 자료(data)를 제공하고 있는데, 다양한 산업을 포괄하면서, 1920년 1월부터 1923년 말까지 월별 자료(data)를 제공하는 계열(series)은 바로 이것이다. 독일 초인플레이션에 있어 임금 자료(data) 선택에 대한 논의는 Burdekin and Burkett(1998)를 참조하라.

(17) 일반적으로 독일 초인플레이션에 있어 기대인플레이션의 대리변수(proxy)로 Cagan(1956)의 방법에 따른 적응적 기대보다, Frenkel(1977)이 사용한 선물환 할인이 더 우수한 것으로 평가

Webb(1989, 〈表 1.1〉, pp. 6-7)에서 가져온 것이다.

내생변수: $D2_lnM$ $D2_lnP$ $D2_lnS$ $D2_lnW$

외생변수: $L1D2_lnM$ $D2_EXP$ $D2_BR$ $D2_lnDEBT$ $L1D2_lnP$

$L1D2_lnS$ $L1D2_lnW$ $D1_EXP$ $L1D1_lnRW$ $D1_U$

예상부호: $-1 < g_1 < 1$, $g_2 > 0$, $g_3 < 0$, $g_4 > 0$, $g_5 > 0$, $g_6 > 0$

$-1 < h_1 < 1$, $h_2 > 0$, $h_3 > 0$, $h_4 > 0$, $h_5 > 0$

$-1 < j_1 < 1$, $j_2 > 0$, $j_3 > 0$

$-1 < k_1 < 1$, $k_2 > 0$, $k_3 < 0$, $k_4 < 0$

計量分析은 다음과 같이 진행하였다. 여기서 대부분의 변수는 2차차분을 하였는데 그 이유는 초인플레이션 기간 동안 변수들의 안정성(stationarity)을 위해서이며[Evans(1978)], 독일 초인플레이션의 경우 안정성(stationarity) 문제로 인하여 2차차분을 하였음에도 불구하고 자료(data) 분석을 1923년 5월까지로 제한할 수밖에 없다. 게다가 선물환 할인 변수가 1920년 4월부터 1923년 8월까지 제공되고 있으므로 분석 가능한 기간은 1920년 6월부터 1923년 5월까지로 제한한다. 먼저, 상대적 안정기 초기인 1920년 6월부터 재개된 인플레이션 마지막인 1922년 5월까지 기간을 대상으로 첫 번째 회귀분석을 실시하였고, 두 번째로, 재개된 인플레이션 시작인 1921년 6월부터 가속적 인플레이션 기간을 아우르는 1923년 5월까지 기간을 대상으로 회귀분석을 실시하였다. 세 번째로, 상대적 안정기 초기인 1920년 6월부터 가속적 인플레이션 기간을 아우르는 1923년 5월까지 전체 기간을 대상으로 회귀분석을 실시하였다.⁽¹⁸⁾

① 먼저, 1920년 6월까지 1922년 5월까지 기간을 대상으로 한 첫 번째 회귀분석 결과는 〈表 1〉과 같다.⁽¹⁹⁾

먼저 通貨方程式을 살펴보자. $D2_EXP$ 의 계수는 예상대로 양수이며, 10% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D2_BR$ 에 관해서 ‘dropped’로 나온 것은 이 기간 전체

받고 있다. Webb(1986, p. 777)은 선물환 할인이 그것 자체가 명시적으로 하나의 기대라는 점에서 장점을 갖고 있지만, 그와 동시에 선물시장 참가자들의 협소함과 제한성이라는 단점을 갖고 있음을 지적하고 있다.

(18) 제1차 세계대전 후 독일 초인플레이션의 국면 구분에 대한 더 자세한 내용은 이진민(2010, 제3장 제3절, pp. 23-40)을 참조하시오.

(19) 여기서는 관측치수가 24인데, 계절더미변수(seasonal dummy)를 넣으면 모수(parameter)의 수가 너무 많아져서 자유도가 너무 작아지므로, 계절더미변수(seasonal dummy)를 넣지 않았다.

〈表 1〉 實證分析 結果(1920年 6月~1922年 5月, 3SLS)

Three-stage least-squares regression

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	chi2	P
<i>M</i>	24	5	.0889844	0.3215	20.65	0.0009
<i>P</i>	24	5	.1196495	-0.0056	32.12	0.0000
<i>S</i>	24	3	.1438792	0.5201	41.48	0.0000
<i>W</i>	24	4	.0234851	0.7741	83.53	0.0000

	Coef.	Std. Err.	<i>z</i>	<i>P</i> > <i>z</i>	[95% Conf. Interval]	
<i>M</i>						
<i>L1D2_lnM</i>	-.2552563	.1546552	-1.65	0.099	-.5583749	.0478624
<i>D2_EXP</i>	10.90968	6.084952	1.79	0.073	-1.016611	22.83596
<i>D2_BR</i>	(dropped)					
<i>D2_lnDEBT</i>	-.5774652	.3989915	-1.45	0.148	-1.359474	.2045438
<i>D2_lnW</i>	1.755793	.5082252	3.45	0.001	.7596904	2.751896
<i>D2_lnP</i>	.5661259	.4140057	1.37	0.171	-.2453104	1.377562
<i>_cons</i>	-.0080101	.0183636	-0.44	0.663	-.044002	.0279818
<i>P</i>						
<i>L1D2_lnP</i>	-.1929831	.2533453	-0.76	0.446	-.6895308	.3035645
<i>D2_lnM</i>	-.2561062	.2471991	-1.04	0.300	-.7406075	.2283951
<i>D2_lnS</i>	.8332343	.1581019	5.27	0.000	.5233602	1.143108
<i>D2_lnW</i>	1.030419	.8023106	1.28	0.199	-.5420804	2.602919
<i>D2_EXP</i>	-8.583605	8.792761	-0.98	0.329	-25.8171	8.64989
<i>_cons</i>	-.0063175	.0250446	-0.25	0.801	-.055404	.0427691
<i>S</i>						
<i>L1D2_lnS</i>	-.0395894	.0957758	-0.41	0.679	-.2273066	.1481278
<i>D2_lnP</i>	1.212347	.1990168	6.09	0.000	.822281	1.602413
<i>D2_EXP</i>	16.50675	9.242784	1.79	0.074	-1.608776	34.62227
<i>_cons</i>	.0061143	.028714	0.21	0.831	-.0501641	.0623927
<i>W</i>						
<i>L1D2_lnW</i>	-.2906805	.0774539	-3.75	0.000	-.4424874	-.1388736
<i>D1_EXP</i>	-3.239448	2.624239	-1.23	0.217	-8.382863	1.903966
<i>L1D1_lnRW</i>	-.3880212	.0567954	-6.83	0.000	-.499338	-.2767043
<i>D1_U</i>	-.0109032	.0066577	-1.64	0.101	-.0239519	.0021456
<i>_cons</i>	.0014234	.0048615	0.29	0.770	-.008105	.0109519

Endogenous variables: *D2_lnM D2_lnP D2_lnS D2_lnW*Exogenous variables: *L1D2_lnM D2_EXP D2_BR D2_lnDEBT L1D2_lnP L1D2_lnS**L1D2_lnW D1_EXP L1D1_lnRW D1_U*

에 걸쳐서 Reichsbank의 할인율이 5%로 고정되어 있었기 때문이다. $D2_lnDEBT$ 의 계수는 예상과 달리 음수로 나왔지만, 통계적으로 유의하지는 않았다. $D2_lnW$ 의 계수는 예상대로 양수로 나왔으며, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D2_lnP$ 의 계수는 예상대로 양수로 나왔으나, 통계적으로 유의하지는 않았다.

둘째, 物價方程式을 살펴보자. $D2_lnM$ 의 계수는 예상과 달리 음수로 나왔지만, 통계적으로 유의하지는 않았다. $D2_lnS$ 의 계수는 예상대로 양수였으며 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D2_lnW$ 의 계수는 예상대로 양수로 나왔으나, 통계적으로 유의하지 않았다. $D2_EXP$ 의 계수는 예상과 달리 음수이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 이 기간 전체에 걸쳐서 선물환 할인은 음수였음에도 불구하고 물가가 특히나 1921년 6월부터 시작된 재개된 인플레이션 기간에 계속해서 상승했기 때문인 것으로 보인다.

셋째, 換率方程式을 살펴보자. $D2_lnP$ 의 계수는 예상대로 양수였으며, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D2_EXP$ 의 계수 역시 예상대로 양수였으며, 10% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

다음으로, 賃金方程式을 살펴보자. $D1_EXP$ 의 계수는 예상과는 달리 음수이지만, 통계적으로 유의하지 않았다. $L1D1_lnRW$ 의 계수는 예상한 바와 같이 음수이며 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. $D1_U$ 의 계수는 예상과 같이 음수이긴 하지만, 통계적으로 유의하지 않았다.

위의 결과를 종합해보자. 이 기간에 통화공급증가에 대한 화폐임금의 양의 영향(positive effect), 화폐임금에 대한 지난 기 실질임금의 음의 영향(negative effect)이 큰 것으로 보인다. 또한, 명목환율과 명목국내물가수준은 서로에게 강한 양의 영향(positive effect)을 주었으며, 명목환율 및 명목통화량에 대한 기대인플레이션의 양의 영향(positive effect)이 나타났던 것으로 보인다. 반면 명목통화량과 국내물가수준 서로 간의 양의 영향(positive effect)은 크게 나타나지 않은 것으로 보인다. 또한, 국내물가수준에 대한 화폐임금 및 기대인플레이션의 영향은 크지 않은 것으로 나타났다. 그리고 화폐임금에 대한 실업률 및 기대인플레이션의 영향은 크지 않은 것으로 나타났다. 명목통화량에 대한 정부부채의 영향 또한 크지 않은 것으로 나타났다.

② 두 번째로, 1921년 6월부터 1923년 5월까지 기간을 대상으로 한 회귀분석 결과는 <表 2>와 같다.⁽²⁰⁾

먼저 통화방정식을 살펴보자. 먼저 $D2_EXP$ 의 계수는 예상과 달리 음수이지만, 통계적으

(20) 여기서는 관측치수가 24인데, 계절더미변수(seasonal dummy)를 넣으면 모수(parameter)의 수가 너무 많아져서 자유도가 너무 작아지므로, 계절더미변수(seasonal dummy)를 넣지 않았다.

〈表 2〉 實證分析 結果(1921年 6月~1923年 5月, 3SLS)

Three-stage least-squares regression

Equation	Obs	Parms	RMSE	“R-sq”	chi2	P
<i>M</i>	24	6	.0726719	0.6010	50.95	0.0000
<i>P</i>	24	5	.1058715	0.8548	133.34	0.0000
<i>S</i>	24	3	.1644966	0.8377	129.94	0.0000
<i>W</i>	24	4	.0876094	0.8421	132.44	0.0000

	Coef.	Std. Err.	<i>z</i>	<i>P</i> > <i>z</i>	[95% Conf. Interval]	
<i>M</i>						
<i>L1D2_lnM</i>	-.1028501	.1432619	-0.72	0.473	-.3836383	.177938
<i>D2_EXP</i>	-.3432311	.3570844	-0.96	0.336	-1.043104	.3566415
<i>D2_BR</i>	.0112901	.0107948	1.05	0.296	-.0098673	.0324476
<i>D2_lnDEBT</i>	.1452429	.0468869	3.10	0.002	.0533463	.2371394
<i>D2_lnW</i>	.3256709	.0900624	3.62	0.000	.1491518	.50219
<i>D2_lnP</i>	-.0589991	.09889	-0.60	0.551	-.25282	.1348218
_cons	.0129171	.0148995	0.87	0.386	-.0162854	.0421197
<i>P</i>						
<i>L1D2_lnP</i>	-.0141174	.1455189	-0.10	0.923	-.2993292	.2710943
<i>D2_lnM</i>	.3508686	.2733484	1.28	0.199	-.1848845	.8866216
<i>D2_lnS</i>	.6078083	.0782122	7.77	0.000	.4545153	.7611013
<i>D2_lnW</i>	.2222864	.1305944	1.70	0.089	-.033674	.4782467
<i>D2_EXP</i>	.4852936	.515095	0.94	0.346	-.5242741	1.494861
_cons	-.0049837	.0218126	-0.23	0.819	-.0477357	.0377683
<i>S</i>						
<i>L1D2_lnS</i>	-.326543	.0822601	-3.97	0.000	-.4877697	-.1653162
<i>D2_lnP</i>	1.595341	.1687515	9.45	0.000	1.264594	1.926088
<i>D2_EXP</i>	-1.461328	.6255121	-2.34	0.019	-2.687309	-.2353462
_cons	-.0010854	.0316326	-0.03	0.973	-.0630841	.0609133
<i>W</i>						
<i>L1D2_lnW</i>	-.2384811	.0876923	-2.72	0.007	-.4103549	-.0666072
<i>D1_EXP</i>	2.017981	.4322126	4.67	0.000	1.170859	2.865102
<i>L1D1_lnRW</i>	-.8233242	.0971353	-8.48	0.000	-1.013706	-.6329425
<i>D1_U</i>	-.038289	.0231618	-1.65	0.098	-.0836853	.0071074
_cons	-.0124084	.0181363	-0.68	0.494	-.0479548	.0231381

Endogenous variables: *D2_lnM D2_lnP D2_lnS D2_lnW*Exogenous variables: *L1D2_lnM D2_EXP D2_BR D2_lnDEBT L1D2_lnP L1D2_lnS**L1D2_lnW D1_EXP L1D1_lnRW D1_U*

로 유의하지 않았다. $D2_BR$ 의 계수는 예상과 달리 양수이지만, 통계적으로 유의하지 않았다. 다음으로, $D2_lnDEBT$ 및 $D2_lnW$ 의 계수는 모두 예상대로 양수이며, 각각 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D2_lnP$ 의 계수는 예상과 달리 음수이지만, 통계적으로 유의하지 않았다.

두 번째로 물가방정식을 살펴보자. $D2_lnM$ 의 계수는 예상대로 양수이지만, 통계적으로 유의하지 않았다. $D2_lnS$ 의 계수는 예상대로 양수이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D2_lnW$ 의 계수는 예상대로 양수이며, 10% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D2_EXP$ 의 계수는 예상대로 양수이지만, 통계적으로 유의하지 않았다.

세 번째로 환율방정식을 살펴보자. $D2_lnP$ 의 계수는 예상대로 양수이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D2_EXP$ 의 계수는 예상과 달리 음수인데다, 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 자세한 검토 및 설명이 필요한 부분이다.

다음으로, 임금방정식을 살펴보자. $D1_EXP$ 는 예상대로 양수이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $L1D1_lnRW$ 의 계수는 예상대로 음수이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D1_U$ 의 계수는 예상과 같이 음수이며, 10% 수준에서 통계적으로 유의하였다.

위의 결과를 종합해보자. 이 기간에 명목통화량에 대한 정부부채 및 화폐임금의 양의 영향(positive effect)이 강하게 나타났으며, 화폐임금에 대한 기대인플레이션의 양의 영향(positive effect) 및 지난 기 실질임금의 음의 영향(negative effect)도 강하게 나타났던 것으로 보인다. 실업률도 화폐임금에 대해 음의 영향(negative effect)을 미친 것으로 나타났다. 또한, 국내물가수준에 대한 화폐임금의 양의 영향(positive effect)도 강하게 나타났던 것으로 보인다. 그리고 국내물가수준과 명목환율은 서로에게 강한 양의 영향(positive effect)을 미친 것으로 나타났다. 반면 명목환율에 대한 기대인플레이션의 영향은 예상과는 달리 음(negative)인 것으로 나타났는데, 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 또한, 명목통화량 및 국내물가수준에 대한 기대인플레이션의 영향은 크지 않은 것으로 나타났다. 그리고 명목통화량과 국내물가수준 서로 간의 양의 영향(positive effect)은 미약했던 것으로 보인다.

③ 다음으로, 1920년 6월부터 1923년 5월까지 기간을 대상으로 한 회귀분석을 실시하는데, 두 가지 경우로 나누어서 시행한다. 첫째는 정책개입더미변수를 넣지 않고 회귀분석을 실시하며, 두 번째는 Webb(1985), Burdekin and Burkett(1992, 1996)에서 사용되었던 바와 같이, 1922년 7월~1923년 5월 Reichsbank의 상업어음 할인 재개를 policy1 더미(dummy)로 하여 통화방정식에 넣고(1922년 7월~1923년 5월에 1의 값, 나머지 기간에는 0의 값을 줌), 1923년 2월~1923년 4월 마르크화의 대외가치 저하를 막고자 한 Reichsbank의 외환시장 개

입을 policy2 더미(dummy)로 하여 통화방정식과 환율방정식에 넣어(1923년 2월~1923년 4월에 1의 값, 나머지 기간에는 0의 값을 줌) 회귀분석을 실시한다.

㉠ 먼저 정책개입더미변수를 넣지 않고 실시한 회귀분석결과는 <表 3>과 같다.⁽²¹⁾

먼저 통화방정식을 살펴보자. $D2_EXP$ 의 계수는 예상대로 양수이지만, 통계적으로 유의하지 않았다. $D2_BR$ 의 계수는 예상과 달리 양수이며, 10% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 Reichsbank 할인율이 1922년 7월까지 5%로 계속해서 유지하다가, 통화량이 급속하게 증가하는 1922년 8월부터 통화량 증가속도에 비해서는 매우 불충분하게 할인율을 인상했기 때문인 것으로 보인다(1922년 8월 6%, 9월 7%, 10월 8%, 11월 10%, 1923년 1월 12%, 4월 18%로 인상).⁽²²⁾ $D2_lnDEBT$, $D2_lnW$ 의 계수는 모두 예상대로 양수이며, 각각 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D2_lnP$ 의 계수는 예상대로 양수이지만, 통계적으로 유의하지 않았다.

두 번째로, 물가방정식을 살펴보자. $D2_lnM$ 의 계수는 예상과 달리 음수이지만, 통계적으로 유의하지 않았다. $D2_lnS$, $D2_lnW$ 의 계수는 모두 예상대로 양수이며, 각각 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D2_EXP$ 의 계수는 예상과 같이 양수이지만, 통계적으로 유의하지 않았다.

세 번째로, 환율방정식을 살펴보자. $D2_lnP$ 의 계수는 예상대로 양수이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D2_EXP$ 의 계수는 예상과 달리 음수이지만, 통계적으로 유의하지 않았다.

다음으로, 임금방정식을 살펴보자. $D1_EXP$ 의 계수는 예상과 같이 양수이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $L1D1_lnRW$ 의 계수는 예상과 같이 음수이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D1_U$ 의 계수는 예상과 같이 음수이긴 하지만, 통계적으로 유의하지 않았다.

위의 결과를 종합해보자. 이 기간 동안 명목통화량에 대한 정부부채 및 화폐임금의 양의 영향(positive effect)이 큰 것으로 나타났다. 또한, 국내물가수준에 대한 화폐임금의 양의 영향(positive effect)이 큰 것으로 나타났다. 국내물가수준과 명목환율은 서로 강한 양의 영향(positive effect)을 준 것으로 나타났다. 그리고 화폐임금에 대한 기대인플레이션의 양의

(21) 여기서는 관측치수가 충분하므로 11개의 계절더미변수(seasonal dummy)를 넣었다.

(22) 다음의 언급들을 참조하라. “비록 1922년 7월 이후 할인율의 상향운동이 초인플레이션의 가속화와 대략 상관관계가 있었다 하더라도, 1920~21년과 1923년 봄에서 물가안정의 두 기간들 동안은 제외하고는, 할인율은 항상 인플레이션 미만의 규모 정도였다[Webb(1984, p. 502)].” “Reichsbank의 할인율 인상이 너무나 늦어서 사람들로 하여금 부채를 화폐화(monetizing)하는 것으로부터 어떠한 눈에 띄는 정도로 낙담시키지 못했다는 것 말이다[Webb(1984, p. 502)].”

〈表 3〉實證分析 結果(1920年 6月~1923年 5月, 政策介入더미變數 넣지 않음, 3SLS)

Three-stage least-squares regression

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	chi2	P
<i>M</i>	36	17	.0397217	0.8792	308.92	0.0000
<i>P</i>	36	16	.0671211	0.9140	338.57	0.0000
<i>S</i>	36	14	.1195187	0.8735	232.80	0.0000
<i>W</i>	36	15	.0591571	0.8925	300.64	0.0000

	Coef.	Std. Err.	<i>z</i>	<i>P</i> > <i>z</i>	[95% Conf. Interval]	
<i>M</i>						
<i>L1D2_lnM</i>	.0228558	.1183917	0.19	0.847	-.2091875	.2548992
<i>D2_EXP</i>	.0075933	.2839694	0.03	0.979	-.5489765	.5641631
<i>D2_BR</i>	.0130003	.0074048	1.76	0.079	-.0015128	.0275133
<i>D2_lnDEBT</i>	.1109757	.0267822	4.14	0.000	.0584835	.163468
<i>D2_lnW</i>	.1718387	.0650639	2.64	0.008	.0443159	.2993616
<i>D2_lnP</i>	.0793725	.0824504	0.96	0.336	-.0822274	.2409724
_cons	.1025721	.032497	3.16	0.002	.0388792	.166265
<i>P</i>						
<i>L1D2_lnP</i>	.0239513	.1686185	0.14	0.887	-.3065349	.3544375
<i>D2_lnM</i>	-.0996926	.4897882	-0.20	0.839	-1.05966	.8602746
<i>D2_lnS</i>	.5944113	.0858914	6.92	0.000	.4260672	.7627554
<i>D2_lnW</i>	.4757177	.1187508	4.01	0.000	.2429704	.708465
<i>D2_EXP</i>	.4694839	.77213	0.61	0.543	-1.043863	1.982831
_cons	.0570344	.0610691	0.93	0.350	-.0626588	.1767276
<i>S</i>						
<i>L1D2_lnS</i>	-.3754536	.1016967	-3.69	0.000	-.5747755	-.1761317
<i>D2_lnP</i>	1.402097	.2019575	6.94	0.000	1.006268	1.797927
<i>D2_EXP</i>	-.8923112	.7204091	-1.24	0.215	-2.304287	.5196646
_cons	-.149505	.0883721	-1.69	0.091	-.3227111	.0237012
<i>W</i>						
<i>L1D2_lnW</i>	-.1761149	.0767536	-2.29	0.022	-.3265493	-.0256806
<i>D1_EXP</i>	2.123948	.3530253	6.02	0.000	1.432031	2.815865
<i>L1D1_lnRW</i>	-.9359376	.0914175	-10.24	0.000	-1.115113	-.7567627
<i>D1_U</i>	-.0167799	.0156437	-1.07	0.283	-.0474411	.0138812
_cons	-.0345142	.0370089	-0.93	0.351	-.1070503	.0380219

Endogenous variables: *D2_lnM D2_lnP D2_lnS D2_lnW*Exogenous variables: *L1D2_lnM D2_EXP D2_BR D2_lnDEBT month1 month2 month3 month4 month5 month6 month7 month8 month9 month10 month11 L1D2_lnP L1D2_lnS L1D2_lnW D1_EXP L1D1_lnRW D1_U*

註: 계절더미변수(seasonal dummy)의 회귀분석결과는 생략하였다.

영향(positive effect) 및 지난 기 실질임금의 음의 영향(negative effect)이 크게 나타난 것으로 보인다. 하지만, 명목통화량, 국내물가수준, 명목환율에 대한 기대인플레이션의 영향은 크지 않았던 것으로 나타났으며, 명목통화량과 국내물가수준 서로 간의 양의 영향(positive effect)도 크지 않았던 것으로 보인다. 화폐임금에 대한 실업률의 영향 또한 크지 않았던 것으로 보인다.

㉠ 다음으로 정책개입더미변수를 넣은 후 실시한 회귀분석결과는 <表 4>와 같다.⁽²³⁾

먼저 통화방정식을 살펴보자. $D2_EXP$ 의 계수는 예상과 달리 음수이지만, 통계적으로 유의하지 않았다. $D2_BR$ 의 계수는 예상과 달리 양수이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 위에서도 언급했던 바와 같이, Reichsbank의 수동적(passive)이고 수용적인(accommodative) 통화정책 때문인 것으로 해석될 수 있다. $D2_lnDEBT$, $D2_lnW$ 의 계수는 모두 예상대로 양수이며, 각각 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D2_lnP$ 의 계수는 예상대로 양수이지만, 통계적으로 유의하지 않았다. policy1 더미(dummy)의 계수는 예상과 같이 양수이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. policy2 더미(dummy)의 계수 또한 예상과 같이 음수이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

두 번째로, 물가방정식을 살펴보자. $D2_lnM$ 의 계수는 예상과 달리 음수이지만, 통계적으로 유의하지 않았다. $D2_lnS$, $D2_lnW$ 의 계수는 모두 예상대로 양수이며, 각각 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D2_EXP$ 의 계수는 예상대로 양수이지만, 통계적으로 유의하지 않았다.

세 번째로, 환율방정식을 살펴보자. policy2 더미(dummy)의 계수는 예상과 같이 음수이긴 하지만, 통계적으로 유의하지는 않았다. $D2_lnP$ 의 계수는 예상대로 양수이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D2_EXP$ 의 계수는 예상과 달리 음수이며, 10% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

다음으로, 임금방정식을 살펴보자. $D1_EXP$ 의 계수는 예상과 같이 양수이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $L1D1_lnRW$ 의 계수는 예상과 같이 음수이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. $D1_U$ 의 계수는 예상과 같이 음수이긴 하지만, 통계적으로 유의하지 않았다.

위의 결과를 종합해보자. 이 기간에 명목통화량에 대한 정부부채 및 화폐임금의 양의 영향(positive effect)이 큰 것으로 나타났다. 또한, 국내물가수준에 대한 화폐임금의 양의 영

(23) 여기서는 관측치수가 충분하므로 11개의 계절더미변수(seasonal dummy)를 넣었다.

〈表 4〉實證分析 結果(1920年 6月~1923年 5月, 政策介入더미變數 넣음, 3SLS)

Three-stage least-squares regression

Equation	Obs	Parms	RMSE	“R-sq”	chi2	P
<i>M</i>	36	19	.0302373	0.9300	581.51	0.0000
<i>P</i>	36	16	.0655379	0.9180	431.55	0.0000
<i>S</i>	36	15	.1201417	0.8722	265.09	0.0000
<i>W</i>	36	15	.0591171	0.8927	300.73	0.0000

	Coef.	Std. Err.	<i>z</i>	<i>P</i> > <i>z</i>	[95% Conf. Interval]	
<i>M</i>						
<i>L1D2_lnM</i>	-.2692442	.1180774	-2.28	0.023	-.5006716	-.0378168
<i>D2_EXP</i>	-.1648898	.2011365	-0.82	0.412	-.5591102	.2293306
<i>D2_BR</i>	.0213528	.0057412	3.72	0.000	.0101002	.0326053
<i>D2_lnDEBT</i>	.1476159	.0232986	6.34	0.000	.1019515	.1932802
<i>D2_lnW</i>	.1252202	.0482159	2.60	0.009	.0307188	.2197216
<i>D2_lnP</i>	.0318078	.0615281	0.52	0.605	-.0887851	.1524007
policy1	.0636794	.0144699	4.40	0.000	.0353188	.0920399
policy2	-.1455886	.0324391	-4.49	0.000	-.209168	-.0820092
_cons	.0950028	.0238566	3.98	0.000	.0482448	.1417609
<i>P</i>						
<i>L1D2_lnP</i>	-.0179322	.1272139	-0.14	0.888	-.2672667	.2314024
<i>D2_lnM</i>	-.0068828	.2848074	-0.02	0.981	-.5650951	.5513294
<i>D2_lnS</i>	.5681384	.0621368	9.14	0.000	.4463525	.6899242
<i>D2_lnW</i>	.4863776	.1087166	4.47	0.000	.273297	.6994582
<i>D2_EXP</i>	.4157535	.4978025	0.84	0.404	-.5599214	1.391428
_cons	.037778	.0540875	0.70	0.485	-.0682316	.1437876
<i>S</i>						
<i>L1D2_lnS</i>	-.401572	.0940916	-4.27	0.000	-.585988	-.2171559
<i>D2_lnP</i>	1.497723	.1833305	8.17	0.000	1.138402	1.857044
<i>D2_EXP</i>	-1.172894	.661985	-1.77	0.076	-2.470361	.1245731
policy2	-.0140468	.0676878	-0.21	0.836	-.1467124	.1186188
_cons	-.123669	.0836506	-1.48	0.139	-.2876213	.0402832
<i>W</i>						
<i>L1D2_lnW</i>	-.1990598	.0773472	-2.57	0.010	-.3506576	-.0474621
<i>D1_EXP</i>	2.055158	.3536616	5.81	0.000	1.361994	2.748322
<i>L1D1_lnRW</i>	-.9384668	.0913837	-10.27	0.000	-1.117575	-.7593581
<i>D1_U</i>	-.016516	.015961	-1.03	0.301	-.0477989	.014767
_cons	-.0336154	.0370251	-0.91	0.364	-.1061833	.0389526

Endogenous variables: *D2_lnM D2_lnP D2_lnS D2_lnW*Exogenous variables: *L1D2_lnM D2_EXP D2_BR D2_lnDEBT policy1 policy2 month1 month2 month3 month4 month5 month6 month7 month8 month9 month10 month11 L1D2_lnP L1D2_lnS L1D2_lnW D1_EXP L1D1_lnRW D1_U*

註: 계절더미변수(seasonal dummy)의 회귀분석결과는 생략하였다.

향(positive effect)이 강하게 있었던 것으로 나타났다. 국내물가수준과 명목환율은 서로 강한 양의 영향(positive effect)을 준 것으로 나타났다. 그리고 화폐임금에 대한 기대인플레이션의 양의 영향(positive effect) 및 지난 기 실질임금의 음의 영향(negative effect)이 크게 나타난 것으로 보인다. 반면 명목통화량 및 국내물가에 대한 기대인플레이션의 영향은 별로 없었던 것으로 나타났으며, 명목통화량과 국내물가수준 서로 간의 양의 영향(positive effect)도 크지 않았던 것으로 보인다. 또한, 명목환율에 대한 기대인플레이션의 영향은 예상과는 달리 음(negative)인 것으로 나타났는데, 10% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 그리고 화폐임금에 대한 실업률의 영향 또한 크지 않았던 것으로 나타났다. 마지막으로 1922년 7월~1923년 5월 Reichsbank의 상업어음 할인 재개는 예상대로 명목통화공급 팽창에 강한 양의 영향(positive effect)을 주었으며, 반대로 마르크화의 대외가치 저하를 막기 위한 1923년 2월~4월의 Reichsbank의 외환시장 개입은 예상대로 명목통화공급에 강한 음의 영향(negative effect)을 준 것으로 나타났다.

여기서 세 기간에 걸친 회귀분석결과를 비교해보는 것도 흥미로울 것이다. 1920년 6월~1922년 5월 기간과 1921년 6월~1923년 5월 기간의 회귀분석결과를 비교해보면, 상대적 안정기였던 1920년 6월~1921년 5월과 가속적 인플레이션 기간이었던 1922년 6월~1923년 5월 사이의 간접적 비교가 가능하다. 두 기간(1920년 6월~1922년 5월, 1921년 6월~1923년 5월)에 공통적인 점은 화폐임금에 대한 지난 기 실질임금의 음의 영향(negative effect)이 강하게 나타났다는 것, 명목통화량에 대한 화폐임금의 양의 영향(positive effect)이 강하게 나타났다는 것, 국내물가수준과 명목환율이 서로에게 양의 영향(positive effect)을 강하게 주었다는 것이다. 앞 기간에만 나타난 것은 명목환율 및 명목통화량에 대한 기대인플레이션의 강한 양의 영향(positive effect)이며, 뒤 기간에만 나타난 것은 명목통화량에 대한 정부부채의 강한 양의 영향(positive effect), 화폐임금에 대한 기대인플레이션의 강한 양의 영향(positive effect), 화폐임금에 대한 실업률의 강한 음의 영향(negative effect), 국내물가수준에 대한 화폐임금의 강한 양의 영향(positive effect)이다. 1920년 6월~1923년 5월 전체 기간을 보면 앞서 두 기간에 공통적이었던 영향이 모두 나타나고, 앞 기간과만 공유하는 것은 없으며, 뒤 기간과는 명목통화량에 대한 정부부채의 양의 영향(positive effect), 화폐임금에 대한 기대인플레이션의 양의 영향(positive effect), 국내물가수준에 대한 화폐임금의 양의 영향(positive effect)을 공유하고 있다.

이러한 결과들을 미루어 생각해 볼 때, 화폐임금에 대한 지난 기 실질임금의 음의 영향(negative effect), 명목통화량에 대한 화폐임금의 양의 영향(positive effect), 국내물가수준과 명목환율 서로 간의 양의 영향(positive effect)은 1920년 6월~1923년 5월 전 기간에 걸

쳐 지속적으로 작용했음을 파악할 수 있다. 그리고 상대적 안정기에는 명목통화량 및 명목 환율에 대한 기대인플레이션의 양의 영향(positive effect)이 강했으나, 1922년 6월부터 시작된 가속적 인플레이션 기간으로 들어서면서 이러한 영향은 약해진 것으로 보인다. 또한, 1921년 6월부터 시작된 재개된 인플레이션 기간부터 명목통화량에 대한 정부부채의 양의 영향(positive effect), 화폐임금에 대한 기대인플레이션의 양의 영향(positive effect), 화폐임금에 대한 실업률의 음의 영향(negative effect), 국내물가수준에 대한 화폐임금의 양의 영향(positive effect)이 강하게 작용하기 시작했던 것으로 보인다. 마지막으로 1922년 7월~1923년 5월 Reichsbank의 상업어음 할인 재개는 예상대로 명목통화공급 팽창에 강한 양의 영향(positive effect)을 주었으며, 반대로 마르크화의 대외가치 저하를 막기 위한 1923년 2월~4월의 Reichsbank의 외환시장 개입은 예상대로 명목통화공급에 강한 음의 영향(negative effect)을 준 것으로 나타났다.

4. 結 論

제1차 세계대전 후 독일 초인플레이션은 결코 단일인과적으로 설명할 수 없는 복잡한 사건이었다. 우선 제1차 세계대전 자체가 남긴 유산이 너무도 컸으며, 그 유산은 오랫동안 독일의 정치·경제·사회적 상황을 제약하였다. 만약 특정한 한 접근법(재정-통화적(fiscal-monetary) 접근, 국제수지-환율(balance of payment-exchange rate) 접근, 정치·사회구조적 접근, 포스트 케인즈주의적(Post-Keynesian) 접근)에서 강조하는 요소들만을 주목할 경우, 우리는 독일 초인플레이션이 발생한 이유를 충분히 설명할 수 없게 된다. 각각의 접근법들에서 강조한 요소들은 어느 하나가 외생적으로 다른 것들에 영향을 미친 것이 아니라, 서로가 서로에게 영향을 미치는 內生的 要素들이었기 때문이다. 따라서 제1차 세계대전 후 독일 초인플레이션에 대한 다양한 시각들을 종합하여 복합인과적·역사적으로 접근하는 것이 중요하다[Kindleberger(1994)]. 복잡한 것은 복잡하게 설명해야 한다. 정치·사회·국제적인 측면에서의 역사적 상황을 무시한 채 경제적으로만 접근하는 방법은 경제변수들의 변화와 각 국면마다 왜 특정한 재정·통화정책 등이 취해졌는지에 대한 원인을 놓치기 쉽다. 반대로 정치·사회 구조적 측면만을 지나치게 강조하면서 초인플레이션의 원인으로 흔히 지목되는 경제적 변화를 초인플레이션의 원인이 아니라 증상이자 징후로 보는 시각 또한 바람직하지만은 않다. 초점을 맞추어야 할 것은 특정 경제정책이 취해지게 된 국내·국제적 정치·사회 구조적 배경을 밝히고 그것이 어느 정도로 자율적 또는 제약적이었는지 살펴보면, 다음으로는 그러한 특정 경제정책의 집행이 정치·사회 구조에 미친 영향을 동

시에 상호작용적으로 고찰하는 것이다.

실증분석 결과는 1920년 6월~1923년 5월 전 기간에 걸쳐 화폐임금 압박으로 인한 통화공급증가, 지난 기 실질임금에 음(negative)으로 반응하는 내생적 화폐임금결정 메커니즘, 국내물가와 명목환율 사이의 양의 관계(positive relationship)가 강하게 일어났던 것으로 나타났다. 1920년 6월~1921년 5월 상대적 안정기에는 명목통화공급 및 명목환율에 대한 기대인플레이션의 양의 영향(positive effect)이 강했던 것으로 보인다. 중요하게 초점을 맞출 필요가 있는 기간은 재개된 인플레이션 기간부터 시작하여 초인플레이션 기간을 아우르는 1921년 6월~1923년 5월이다. 이 기간부터 정부적자재정으로 인한 통화공급증가가 활발하게 일어나기 시작했을 뿐만 아니라(DEBT \rightarrow M), (화폐)임금-물가 악순환((money) wage-price spiral)의 직·간접적 경로(W \rightarrow P의 직접적 경로, 화폐를 매개로 한 간접적 경로(W \rightarrow M \rightarrow P)) 모두가 나타났으며, 내생적 화폐임금결정 모형의 모든 독립변수들(지난 기 RW, EXP, U)이 화폐임금 상승에 큰 영향을 미치기 시작했음을 확인할 수 있다(EXP \rightarrow W, 지난 기 RW \rightarrow W, U \rightarrow W). 주목할 만한 점은 국내물가수준과 명목통화량은 서로 직접적으로는 양의 영향(positive effect)을 주지는 않은 것으로 나타났으며, DEBT \rightarrow M \rightarrow P, W \rightarrow M \rightarrow P, W \rightarrow P \rightarrow M 등의 경로를 통해서 서로 영향을 준 것으로 이해될 수 있다. 또한, 1922년 7월~1923년 5월 Reichsbank의 상업어음 할인 재개는 명목통화증가에 양의 영향(positive effect)을, 1923년 2월~4월 마르크화 대외가치 저하를 막기 위한 Reichsbank의 외환시장 개입은 명목통화량에 음의 영향(negative effect)을 주었음을 확인할 수 있다.

초인플레이션 과정에서 'DEBT \rightarrow M \rightarrow P' 경로는 이전의 많은 연구에서도 마찬가지로 발견되는 것임을 감안할 때, 이 분석결과로부터 특별히 주목되는 점은, 이 기간에 W는 자신이 우향에 들어가는 모든 방정식(통화방정식, 물가방정식)에서 좌향 변수들(M, P)에 통계적으로 유의하게 양의 영향(positive effect)을 주었으며, W가 좌향으로 들어가 임금방정식에서 우향 변수들(지난 기 RW, EXP, U) 모두로부터 통계적으로 유의하게 영향을 받은 것으로 나타났다는 것이다. 이는 전후 독일의 초인플레이션 과정에 있어 '貨幣賃金の上昇'을 강조한 Robinson(1938, 1966)의 질적 설명이 실증적으로 뒷받침될 수 있음을 보여주는 것이라 할 수 있다.

서울大學校 經濟學部

151-817 서울특별시 관악구 인현동 196-81 301호

전화: 010-4536-1665

E-mail: paulygm2@snu.ac.kr

參 考 文 獻

- 이건민(2010): “제1차 세계대전 후 독일 초인플레이션의 역사적 조망,” 석사학위 논문, 서울대학교 대학원.
- Bry, Gerhard(1960): *Wages in Germany, 1871-1945*, Princeton University Press.
- Burdekin, Richard C. K., and Paul Burkett(1992): “Money, Credit, and Wages in Hyperinflation: Post-World War I Germany,” *Economic Inquiry*, **30**, 479-95.
- _____(1996): “Hyperinflation, the Exchange Rate and Endogenous Money: Post-World War I Germany Revisited,” *Journal of International Money and Finance*, **15**, **4**, 591-621.
- _____(1998): “Economic History and Econometrics: A Cautionary Note from the Hyperinflation Front,” *Applied Economics Letters*, **5**, **4**, 251-54.
- Burmeister, Edwin, and Kent D. Wall(1982): “Kalman Filtering Estimation of Unobserved Rational Expectations with and Application to the German Hyperinflation,” *Journal of Econometrics*, **20**, 255-84.
- Cagan, Phillip(1956): “The Monetary Dynamics of Hyperinflation,” in Milton Friedman(ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, 25-117.
- Einzig, Paul(1937): *The Theory of Forward Exchange*, London, Macmillan and Co., limited.
- Evans, Paul(1978): “Time-series Analysis of the German Hyperinflation,” *International Economic Review*, **19**, 195-209.
- Fischer, Stanley, R. Sahay, and C. A. Végh(2002): “Modern Hyper- and High Inflation,” *Journal of Economic Literature*, **40**, **3**, 837-80.
- Flood, Robert P., and Peter M. Garber(1980a): “An Economic Theory of Monetary Reform,” *Journal of Political Economy*, **88**, **1**, 24-58.
- _____(1980b): “Market Fundamentals versus Price-Level Bubbles: The First Tests,” *Journal of Political Economy*, **88**, 745-70.
- Frenkel, Jacob A.(1976): “A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence,” *Scandinavian Journal of Economics*, **78**, 200-24.
- _____(1977): “The Forward Exchange Rate, Expectations, and the Demand for Money: The German Hyperinflation,” *American Economic Review*, **67**, **4**, 653-70.
- Friedman, Milton(1963): *Inflation: Causes and Consequences*, Asia Publishing House.
- Holtfrerich, Carl-Ludwig(1986): *The German Inflation 1914-1923: Causes and Effects in*

- International Perspective*, Translated by Theo Balderston, Berlin and New York, Walter de Gruyter.
- Jacobs, Rodney L.(1977): “Hyperinflation and the Supply of Money,” *Journal of Money, Credit and Banking*, **9**, **2**, 287-303.
- Khan, Mohsin S.(1975): “The Monetary Dynamics of Hyperinflation: A Note,” *Journal of Monetary Economics*, **1**, **3**, 355-62.
- Kindleberger, Charles P.(1994): “The Great Disorder: A Review of the Book of that Title by Gerald D. Feldman,” *Journal of Economic Literature*, **32**, 1216-25.
- Protopapadikis, Aris(1983): “The Endogeneity of Money during the German Hyperinflation: A Reappraisal,” *Economic Inquiry*, **21**, 72-92.
- Robinson, Joan(1938): “Review Article: The Economics of Inflation by Bresciani-Turroni,” *Economic Journal*, September.
- _____(1966): “The Economics of Hyper-inflation,” *Collected Economic Papers*, **1**, Oxford, Basil Blackwell, 69-77.
- Sargent, Thomas J.(1982): “The Ends of Four Big Hyperinflations,” in Robert E. Hall(ed.), *Inflation: Causes and Consequences*, Chicago, University of Chicago Press.
- Sargent, Thomas J., and Neil Wallace(1973): “Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation,” *International Economic Review*, **14**, 328-50.
- Webb, Steven B.(1983): “Money Demand and Expectations in the German Hyperinflation: A Survey of the Models,” in N. Schmukler, and E. Marcus(eds.), *Inflation Through the Ages*, New York, Columbia University Press, 435-49.
- _____(1984): “The Supply of Money and Reichsbank Financing of Government and Corporate Debt in Germany, 1919-1923,” *Journal of Economic History*, **44**, **2**, 499-507.
- _____(1985): “Government Debt and Inflationary Expectations as Determinants of the Money Supply in Germany 1919-23,” *Journal of Money, Credit and Banking*, **17**, **4**, 479-92.
- _____(1986): “Fiscal News and Inflationary Expectations in Germany After World War I,” *Journal of Economic History*, **46**, **3**, 769-94.
- _____(1989): *Hyperinflation and Stabilization in Weimar Germany*, New York and Oxford, Oxford University Press.

